

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA  
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS  
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

HENRIQUE ALVES SOUZA

A DINÂMICA DE CURTO E LONGO PRAZO DO COMÉRCIO BILATERAL ENTRE  
BRASIL E CHINA

UBERLÂNDIA  
JUNHO DE 2018

HENRIQUE ALVES SOUZA

A DINÂMICA DE CURTO E LONGO PRAZO DO COMÉRCIO BILATERAL ENTRE  
BRASIL E CHINA

Monografia apresentada ao Instituto de  
Economia e Relações Internacionais da  
Universidade Federal de Uberlândia, como  
requisito parcial à obtenção do título de  
Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Cleomar Gomes da Silva

UBERLÂNDIA  
JUNHO DE 2018

HENRIQUE ALVES SOUZA

A DINÂMICA DE CURTO E LONGO PRAZO DO COMÉRCIO BILATERAL ENTRE  
BRASIL E CHINA

Monografia apresentada ao Instituto de  
Economia e Relações Internacionais da  
Universidade Federal de Uberlândia, como  
requisito parcial à obtenção do título de  
Bacharel em Ciências Econômicas.

Banca examinadora:

---

Prof. Cleomar Gomes da Silva

---

Profa. Michele Polline Veríssimo

---

Pedro Henrique Martins Prado

Uberlândia, 29 de agosto de 2018

## AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, agradeço o apoio de minha família, especialmente minha mãe que fez tudo ao alcance por minha felicidade. Obrigado pelos sacrifícios, mesmo quando não se tinha muito. Sua preocupação com minha felicidade deu a base para correr atrás dos meus objetivos. Queria dizer a minha irmã Jaqueline que sempre irei ajudá-la com todo o coração.

Agradeço aos meus amigos do coração. Bárbara por sempre estar por perto. Dener por ser um irmão que nunca tive. Michelle por sempre estar me atormentado. Vocês são um porto seguro e não tenho palavras para expressar meu amor a cada um da forma como deveria.

Ao Guilherme Jonas, tenho um imenso respeito e gratidão, em todos os momentos em que precisei estava à disposição. Ao grupo PET-Economia, que me proporcionou inúmeros momentos inesquecíveis. Especialmente ao Magson Gudiel, um amigo que continuo a implicar. Ao Luís Fernando e Ademar Filho, por me ajudarem quando mais precisei.

Ao meu orientador, Cleomar Gomes da Silva, gostaria de dizer que nunca me arrependi de ter lhe chamado para a orientação deste trabalho. Com seus ensinamentos e críticas, obtive conhecimentos importantes para minha formação.

Por fim, agradeço a Deus. Foi um sonho tudo isso que vivi dentro da universidade e as oportunidades que obtive.

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	9
<b>2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA</b> .....	10
2.1 REVISÃO TEÓRICA .....	10
2.2 REVISÃO EMPÍRICA .....	11
<b>3 METODOLOGIA E DADOS</b> .....	15
3.1 BANCO DE DADOS .....	15
3.2 METODOLOGIA .....	16
<b>4 ANÁLISE DOS RESULTADOS</b> .....	20
4.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA .....	20
4.2 ESTIMAÇÕES DO MODELO ARDL .....	20
<b>5 CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	26
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	27

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos (CUSUM) .....	21
Gráfico 2 – Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos ao Quadrado (CUSUMQ).....	22

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Resultado dos Testes de Raiz Unitária .....	20
Tabela 2 – Modelos ARDL: Teste de Cointegração e Autocorrelação .....	22
Tabela 3 – Estimação dos Coeficientes de Longo Prazo .....	23
Tabela 4 – Estimação dos Coeficientes de Curto Prazo .....	25

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Evidências Empíricas da Curva J .....	14
--	----



## RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo analisar os efeitos de curto e longo prazo da taxa de câmbio sobre o comércio bilateral entre Brasil e China no período de 1996 a 2016. Em virtude de vários fatores, dada uma depreciação da taxa de câmbio, em um primeiro momento, podem sobressair impactos negativos para, posteriormente, haver uma melhora da balança comercial. Esse fenômeno é conhecido como Curva J. Os resultados empíricos acerca desse tema têm alcançado diferentes respostas. Este estudo avança nessa temática por intermédio da aplicação dos Modelos Autorregressivos com Defasagens Distribuídas (ARDL), aliados à técnica de cointegração, tal como proposto Pesaran *et al.* (2001). Os resultados encontrados não indicam a existência da Curva J no comércio bilateral entre Brasil e China, pois, tanto no curto quanto no longo prazo, dado uma desvalorização cambial, há efeitos positivos para a balança comercial bilateral entre ambos os países.

**Palavras-Chave:** Balança Comercial, Curva J, ARDL com cointegração.

## ABSTRACT

The objective of this study is to analyze the short-term and long-term effects of the exchange rate on bilateral trade between Brazil and China in the period from 1996 to 2016. Due to of several factors, with an exchange rate depreciation, at first, negative impacts may emerge and, subsequently, an improvement in trade balance. This phenomenon is known as J-Curve. The empirical results on this topic have reached different answers. This study advances in this thematic through the application of a Bounds Testing (ARDL) Approach to Cointegration as proposed by Pesaran et al. (2001). The results do not indicate the existence of the J-Curve in bilateral trade between Brazil and China.

**Keywords:** Trade Balance, J Curve, ARDL Bounds Testing.

## 1 INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio é uma importante variável macroeconômica e impacta direta ou indiretamente a vida dos cidadãos em uma sociedade, principalmente na atualidade, na qual se percebe um maior dinamismo das relações internacionais. Assim, justamente, neste período de maior relação entre nações e de relações comerciais, ela se torna um objeto de estudo frequentemente debatido.

A taxa de câmbio é um preço relativo com um poder de influência significativo em uma sociedade cada vez mais integrada em termos econômicos. Sem dúvida, o impacto cambial sobre as relações comerciais entre nações é de fundamental importância para que os governos deem melhores direcionamentos às suas respectivas políticas econômicas. Dessa maneira, mudanças cambiais impactam de forma direta e indireta uma economia cada vez mais dinâmica e, assim, podem afetar o volume de comércio internacional de um determinado país.

Espera-se que uma desvalorização da moeda nacional repercuta positivamente nas receitas oriundas da balança comercial do país, sendo este fato caracterizado na literatura econômica como condição de Marshall-Lerner (ML). Além disso, o conceito da Curva J vai além e preconiza que dada uma desvalorização da moeda nacional, haverá, uma queda da balança comercial do país no curto prazo, em virtude de certa rigidez das importações. Já no longo prazo, quando os contratos tiverem sido realizados, espera-se uma melhora da balança comercial. Portanto, esse processo caracterizaria um “J”, que dá o nome da curva em questão.

O objetivo deste trabalho é analisar o impacto de uma desvalorização da taxa de câmbio sobre a balança comercial e se a teoria da Curva J se aplica ao comércio bilateral entre Brasil e China. O período de análise compreende o primeiro trimestre de 1996 ao último trimestre de 2016. Do ponto de vista econométrico, utiliza-se o método de cointegração via Modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL), aliado à técnica de cointegração, proposto por Pesaran *et al.* (2001).

O trabalho está dividido da seguinte forma, além desta introdução. Primeiramente, realiza-se uma revisão da literatura econômica acerca da teoria da Curva J e dos estudos empíricos realizados sobre esse tema. Posteriormente, discute-se a metodologia econométrica e o banco de dados utilizados. Por fim, reportados os resultados e as análises obtidas a partir da interpretação dessa base. A seção final traz as conclusões pertinentes ao trabalho.

## 2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Neste capítulo, será apresentada a revisão bibliográfica da pesquisa, abordando, inicialmente, a revisão teórica e, posteriormente, a revisão empírica.

### 2.1 REVISÃO TEÓRICA

O conceito da Curva J começou a ser estudado mais profundamente a partir dos estudos de Magee (1973), nos quais analisou-se os efeitos de uma desvalorização da taxa de câmbio e suas consequências sobre o mercado americano. Para tal objetivo, o autor empregou uma aplicabilidade das elasticidades, sem fazer uso das relações de efeito renda, e tratou as exportações líquidas dependendo apenas dos preços relativos. A conclusão foi que as desvalorizações se observam em três períodos: i) contrato de moedas; ii) *pass-through*; iii) ajuste nas quantidades.

O primeiro período (Contrato de Moedas) ocorre logo após a desvalorização da taxa de câmbio. Como os contratos com o setor externo, feitos antes da desvalorização, têm um período fixo no curto prazo, uma desvalorização cambial poderá aumentar ou diminuir o resultado da balança comercial. Como a maioria dos contratos é feita em moeda externa, se o país apresentar um déficit na balança comercial, este saldo negativo tende a aumentar com a depreciação. Isso ocorre devido a uma rigidez nos preços e quantidades no curto prazo, a julgar pela defasagem do processo de tomada de decisão dos agentes econômicos frente ao processo de variação da taxa de câmbio.

O segundo período se refere ao *pass-through*, que corresponde ao repasse de uma mudança da taxa de câmbio para os preços comercializáveis de uma economia. Tejada e Silva (2008) argumentam que o grau de *pass-through* para os preços de exportações e importações tende a ser incompleto na maioria dos produtos e serviços da estrutura produtiva. Assim, quaisquer mudanças cambiais são transmitidas parcialmente em moeda estrangeira. Além disso, os produtos com menor intensidade tecnológica apresentam coeficientes de *pass-through* mais baixos, ao passo que, naqueles com maior grau de intensidade tecnológica, o coeficiente tende a ser mais alto.

Correa (2012) complementa essa análise sobre o grau de *pass-through*, ao argumentar que este grau dependerá de como os *mark-ups* variam em resposta a variações cambiais. Ou seja, quanto mais sensíveis os *mark-ups* são em relação a alterações na taxa de câmbio, maior será o grau de transferência para os preços de exportação e importação de uma

dada economia.

Os efeitos de uma depreciação cambial tornam o preço doméstico mais barato em comparação ao estrangeiro e, além disso, tendem a reduzir o volume importado (ajustes nas quantidades), pois encarecem o preço doméstico das importações e podem acarretar em uma piora da balança comercial, dadas as importações remanescentes. Essa implicação pode ser denominada de efeitos preços e quantidades, sendo que o resultado final sobre a balança comercial dependerá de qual resultado predomine. Assim, haverá melhora (piora) na balança comercial quando o efeito preço (quantidade) for maior do que o efeito quantidade (preço). Segundo a condição de Marshall-Lerner, uma melhora na balança comercial somente será observada, se o volume das exportações e importações for elástico em relação a uma taxa de câmbio real (SONAGLIO *et al.* 2010).

Portanto, a teoria da Curva J tenta mostrar que existe, no curto prazo, uma relativa rigidez nas importações e exportações em função de contratos e que, atrelado a isso, uma desvalorização cambial poderia levar a uma redução do saldo da balança comercial, também no curto prazo. Posteriormente, a mesma tende a melhorar com essa desvalorização, pois os bens exportados tendem a ficar mais baratos no exterior, comparativamente no período  $t+1$  em relação ao período  $t$ , e os importados ficariam mais caros no mercado interno. Desse modo, a defasagem que se observaria com a desvalorização cambial sobre o saldo comercial seria no formato de um “J”, caracterizando, assim, o fenômeno da Curva J (LEONARD; STOCKMAN, 2002).

O efeito denominado *hysteresis* também pode validar a teoria da Curva J. Teles (2005) argumenta que, para os empresários de uma nação entrarem com seus produtos e serviços em outros países, existem custos e uma parte deles é irreversível. Portanto, alguns agentes preferem esperar para ver o impacto de uma desvalorização cambial e seus respectivos efeitos. Para Dixit (1994), existe um limite máximo sobre os quais os agentes econômicos aceitam uma variação cambial. Se esse limite for extrapolado, os agentes tenderão a revisar suas decisões (expectativas) sobre o comércio internacional.

## 2.2 REVISÃO EMPÍRICA

Cruz (2017) analisou os efeitos de curto e longo prazo de uma variação da taxa de câmbio sobre a balança comercial brasileira de setores que tivessem participação maior ou igual a 1% no fluxo comercial com a União Europeia (UE), Estados Unidos da América (EUA) e Mercado Comum do Sul (MERCOSUL), utilizando dados mensais de janeiro de 1990 a outubro

de 2015. Para isso, foram utilizados Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) e modelos não lineares (NARDL). Todos aliados ao processo de cointegração.

A autora faz uma observação a respeito do modelo utilizado, ARDL, no qual o mesmo pode apresentar certo tipo de divisão. Ou seja, pode-se utilizar em sua análise dados desagregados como agregados macroeconômicos. Além disso, há uma relação de mais longo prazo entre a taxa de câmbio e a balança comercial. Entretanto, essa relação pode ficar mais evidente quando se trabalha com dados desagregados. Como conclusão, na UE, em nenhum setor se comprovou a validação da Curva J e, nos EUA, houve comprovação nos setores: Borracha e suas obras e Obras de ferros fundidos, ferro e aço. Já para os dados do MERCOSUL, alguns setores apresentaram a validação parcial da Curva J, tais como: Cereais e produtos diversos das indústrias químicas.

Bahmani-Oskooee *et al.* (2005) utilizaram o modelo ARDL com cointegração para analisar os efeitos de uma depreciação real da moeda australiana sobre a balança comercial (com dados agregados) com 23 países, para dados trimestrais de 1973 a 2001. Os resultados forneceram suporte para o fenômeno da Curva J somente para 3 dos 23 parceiros analisados no longo prazo.

Bahmani-Oskooee e Ardalani (2007) analisaram a dinâmica de curto e longo prazo em relação à depreciação cambial sobre a balança comercial de 66 indústrias nos EUA em nível agregado, durante o período mensal de janeiro de 1991 a agosto de 2002. Os autores confirmaram a existência do efeito da Curva J em apenas 6 indústrias analisadas.

Recentemente, com o objetivo de analisar a Curva J para Canadá, China Japão e Estados Unidos (EUA), Bahmani-Oskooee e Fariditavana (2015) também utilizaram a abordagem ARDL linear e não linear, com dados trimestrais da balança comercial entre 1971 e 2013. A conclusão dos autores foi que quando o processo de ajuste linear é usado, a hipótese da Curva J pode ser confirmada nos EUA.

Ramos Filho *et al.* (2016), utilizando como método o modelo ARDL, buscaram analisar a existência da Curva J para 19 setores da indústria de transformação brasileira segmentados pelo nível tecnológico da produção industrial, sendo: alta; média-alta; média-baixa e baixa-tecnologia. Os resultados apontaram a Curva J em apenas quatro dos setores analisados (Aeronáutica e Aeroespacial, Madeira e seus Produtos, Papel e Celulose e Produtos Manufaturados N. E. e Bens Reciclados). Para o período entre 1996 e 2012 dois dos setores apresentaram evidência incompleta e invertida do fenômeno da Curva J (Construção e Reparação Naval), mas tal evidência não está associada ao nível de intensidade tecnológica.

Já Moraes *et al.* (2015) fizeram uma análise regional dos efeitos de curto e longo

prazo de depreciações cambiais sobre a balança comercial do Rio Grande do Sul com proposição da Curva J, no período de 1999 a 2014, com dados anuais. Os pesquisadores utilizaram a metodologia de Vetor de Correção de Erros e chegaram à conclusão da existência de pelo menos um estágio da Curva J, dado que, após o choque, houve uma pequena queda nos saldos comerciais. Além disso, a balança comercial de produtos industrializados mostrou uma maior sensibilidade de curto prazo às variações ocorridas na taxa de câmbio real, ao passo que, no longo prazo, foram os produtos primários que mostraram maior sensibilidade.

Lobo (2007) analisou a existência da Curva J em dez segmentos exportadores da economia brasileira no período de 1980 a 2005. Esses setores representavam cerca de 30% da pauta importadora e 35% da pauta exportadora. O autor utilizou como metodologia a abordagem VAR (Modelos de Vetores Autorregressivo) com função impulso resposta, concluindo que o fenômeno da Curva J não foi identificado em nenhum setor. Além do mais, as variações da taxa de câmbio não se mostraram estatisticamente significantes para explicar possíveis impactos sobre o saldo da balança comercial.

Sonaglio *et al.* (2010) fizeram análises dos efeitos de curto e longo prazo de variações da taxa de câmbio real sobre a balança comercial de agronegócios do Brasil no período de 1994 a 2007, nas quais utilizaram o método de cointegração multivariado de Johansen. Os resultados apontaram que apenas 2 dos 21 setores do agronegócio do Brasil apresentaram dinâmicas compatíveis com o fenômeno da Curva J, sendo que seis dos setores analisados não apresentaram efeitos de curto prazo, mas responderam positivamente a choques cambiais no longo prazo.

Moura e Silva (2005) não encontraram evidências da existência do fenômeno da Curva J na economia brasileira no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2003 (com dados agregados). Os autores utilizaram como método funções de impulso-resposta para modelos lineares e não-lineares e concluíram que a balança comercial brasileira não melhora com uma depreciação cambial no longo prazo e não há espaço, no curto prazo, para uma piora da mesma.

Já Scalco *et al.* (2012) buscaram analisar, na economia brasileira, durante os anos de 1994 a 2007, os efeitos de uma variação da taxa de câmbio sobre a balança comercial de produtos agrícolas. Com o método de cointegração multivariado de Johansen, os resultados de longo prazo foram validados, mas, a Curva J foi rejeitada no curto prazo. Com uma maior estabilidade macroeconômica no país após 1994, uma política de desvalorização cambial tende a gerar efeitos mais nítidos sobre a balança comercial brasileira de produtos agrícolas, tanto no curto como no longo prazo. Além disso, após 1994 o efeito quantidade tendeu a superar o efeito preço sobre a balança comercial brasileira de produtos agrícolas. O Quadro 1 apresenta uma

síntese de alguns dos principais resultados empíricos encontrados nos trabalhos citados.

Quadro 1 – Evidências Empíricas da Curva J

<b>Autores</b>	<b>Países Analisados pelo trabalho</b>	<b>Método</b>	<b>Agregação</b>	<b>Período</b>	<b>Validação da curva J</b>
Cruz (2017)	EUA	ARDL <sup>1</sup> e NARDL <sup>2</sup>	Desagregados	Janeiro de 1990 a outubro de 2015	Para alguns setores entre Brasil com os EUA e MERCOSUL
	MERCOSUL				
	UE				
Bahmani-Oskooee <i>et al.</i> (2005)	23 principais países com a Austrália	ARDL	Agregados	1973 a 2001	3 dos 23 países analisados
Bahmani-Oskooee e Ardalani (2007)	EUA	ARDL	Agregados	Janeiro de 1991 a agosto de 2002	6 das 66 indústrias analisadas
Bahmani-Oskooee e Fariditavana (2015)	Canadá	ARDL	Agregados	1971 a 2013	EUA
	China				
	Japão				
	EUA				
Ramos Filho, <i>et al.</i> (2016)	Brasil	ARDL	Desagregados	1996 a 2012.	4 dos 19 setores analisados
Lobo (2007)	Brasil	VAR <sup>3</sup>	Desagregados	1980 a 2005	Não
Sonaglio <i>et al.</i> (2010)	Brasil	Método de cointegração multivariado de Johansen	Desagregados	1994 a 2007	2 dos 21 setores analisados
Moura e Silva (2005)	Brasil	VAR	Agregado	1990 a 2003	Não
Scalco <i>et al.</i> (2012)	Brasil	Método de cointegração multivariado de Johansen	Agregado	1994 a 2007	Validado no longo prazo

Fonte: Elaboração Própria

<sup>1</sup> Modelo Autoregressivo de Defasagens Distribuídas

<sup>2</sup> não linearidade de Modelo Autoregressivo de Defasagens Distribuídas

<sup>3</sup> Modelo de Vetores Autoregressivo

### 3 METODOLOGIA E DADOS

Neste capítulo, será apresentada a metodologia e os dados da pesquisa, ao iniciar-se pelo banco de dados e, posteriormente, falando sobre a metodologia da pesquisa.

#### 3.1 BANCO DE DADOS

Para a estimação do modelo ARDL aliado à cointegração, os dados utilizados no trabalho possuem periodicidade trimestral entre o primeiro trimestre de 1996 ao último trimestre de 2016, totalizando um conjunto de 80 observações. As variáveis coletadas e utilizadas são:

- a) CH = *Log* do Produto Interno Bruto da China trimestral. Disponível pelo *National Bureau of Statistics of China* (NBS).
- b) BR = *Log* do Produto Interno Bruto do Brasil com ajuste sazonal e deflacionado (1995=100), disponível pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).
- c) Eer = *Log* da taxa de câmbio real bilateral entre Brasil e China disponível pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA, 2010=100).
- d) BC = *Log* da razão das exportações e importações, disponíveis pelo IPEADATA.
- e) D = *Dummy* para a crise econômica e mundial de 2008 (2008.1 a 2008.4).

As variáveis correspondentes ao PIB Chinês, PIB Brasileiro, taxa de câmbio e balança comercial bilateral entre Brasil e China foram transformadas em logaritmos naturais, de modo que os resultados possam ser lidos em variações percentuais. A balança comercial será representada pela razão dos valores das exportações e importações agregadas do Brasil com a China. Esses dados foram coletados em dólares americanos e deflacionados pelo Índice de Preços do Atacado dos EUA (base 2016) com posterior ajuste sazonal das séries.

A taxa de câmbio real bilateral entre os dois países foi definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal, em R\$/unidade em moeda estrangeira, e pela relação do Índice de Preços ao Produto Amplo e do Índice de Preços ao Produtor da China.

O PIB da China foi coletado pelo NBS em valores absolutos e cotado em sua moeda local, ou seja, *Yuan*. Esses valores foram convertidos para dólares americanos (*Yuan / US\$*) a fim de deflacioná-los com o Índice de Preços do Atacado Norte Americano (base 2016) e, posteriormente, fez-se um ajuste sazonal da série.



Criou-se uma *dummy* para a crise econômica e mundial de 2008 (2008. I a 2008. IV). O período foi definido em razão das observações dos comportamentos das variáveis utilizadas para realizar as estimações, além dos testes de estabilidade dos coeficientes, ou seja, os testes de Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos (CUSUM) e da Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos ao Quadrado (CUSUMQ).

### 3.2 METODOLOGIA

A metodologia utilizada neste trabalho baseia-se no Modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL) aliado à cointegração, tal como proposto por Pesaran e Shin (1998) e Pesaran *et al.* (2001). O modelo tem como vantagem a incorporação de variáveis I(O) e I(1), que podem ser aplicadas em conjuntos de variáveis com diferentes ordens de integração. O método de cointegração, por exemplo, de Engle e Granger (1987) só tem uma integração se as variáveis possuírem a mesma ordem.

Cruz (2017) faz uma observação importante a respeito do modelo ARDL. Para a autora, a escolha da metodologia ARDL está nas vantagens que se tem em relação aos testes de cointegração de variáveis não estacionárias, além dos modelos autoregressivos como o VAR. Essa abordagem está relacionada à constatação da existência de vetores de longo prazo, a partir disso, calcula-se os coeficientes de curto e longo prazo. Portanto, esse modelo nos permite, por meio de um teste simultâneo para o curto e longo prazo, calcular a influência de uma depreciação da taxa de câmbio real sobre a balança comercial.

De acordo com Rose e Yellen (1989), Rose (1990) e Cruz (2017), a equação (1) mostra as especificações do modelo.

$$\ln BC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln BR_{i,t} + \beta_2 \ln CH_t + \beta_3 \ln eer_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

As variáveis do modelo (1) estão todas em logaritmos naturais com o objetivo de que os resultados possam ser lidos como variações percentuais, sendo que  $BC_{p,t}$  representa a razão entre as exportações e importações da balança comercial. De acordo com Cruz (2017), a utilização desta representação deve-se à definição de taxa de câmbio real, que no conceito da Curva J, um aumento da taxa de câmbio real reflete uma depreciação real.

Os termos  $BR_{i,t}$ ,  $CH_t$  e  $eer_t$  representam, respectivamente, o PIB brasileiro, PIB chinês e a taxa de câmbio real bilateral entre Brasil e China. Espera-se que, quando o PIB do Brasil aumenta, as importações elevam. Contudo, se o PIB Chinês crescer, as exportações

brasileiras tenderão a aumentar. Já uma depreciação do Real em relação ao *Yuan* tende a elevar o saldo da balança comercial brasileira. Portanto, espera-se que os sinais de  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$  sejam negativos, positivos e positivos, respectivamente.

A equação (1) também representa um modelo de longo prazo, por não apresentar variáveis defasadas. Para se estimar a existência, ou não, da Curva J, precisa-se de uma equação de curto e longo prazo. Com isso, é possível trabalhar o mecanismo de correções de erros nas especificidades do modelo, o que permite capturar a velocidade do ajustamento de choques de curto prazo. Como se observa no modelo a seguir:

$$\Delta LNBC_{i,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_1 \Delta LNBC_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_2 \Delta Lnbr_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_3 \Delta LncH_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_4 \Delta Lneer_{t-i} + \beta_5 \varepsilon_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

As variáveis da equação (2) foram definidas na equação (1). Apenas foram acrescentados os termos  $\Delta$  e  $\varepsilon_{t-1}$ , representando as mudanças na variável e a defasagem do choque no período, respectivamente. Já o  $\beta_5$  representa a velocidade do ajustamento, dado um determinado choque. O sinal desse ajustamento tende a ser negativo, pois quando existir um choque, tal estimador indica a velocidade de ajustamento, isto é, a sua dissipação ao longo do tempo e a volta ao equilíbrio de longo prazo.

Em relação à equação (1), Pesaran *et al.* (2001) trabalharam com o  $\varepsilon$  com o objetivo final de se utilizar variáveis de várias ordens de integração e com uma defasagem, como mostra a equação a seguir:

$$\varepsilon_{t-1} = LNBC_{t-1} + \beta_1 Lnbr_{t-1} + \beta_2 LncH_{t-1} + \beta_3 Lnerr_{t-1} \quad (3)$$

Rose e Yellen (1989) e Rose (1990) fornecem um modelo simples e tradicional a respeito da Curva J. As autoras consideram o comércio entre dois países e uma demanda Marshalliana em uma situação de equilíbrio, em que as quantidades transacionadas entre dois países e seus respectivos preços relativos são determinadas pela igualdade a seguir:

$$D_M = S_x^\circ \text{ e } D_M^\circ = S_x \quad (4)$$

$$BC = BC(BR, CH, eer) \quad (5)$$

Na equação (4)  $D_M$ ,  $D_M^\circ$ ,  $S_x$  e  $S_x^\circ$  representam a quantidade de mercadoria exportada pelo país referido e pelo país estrangeiro, além da oferta doméstica e estrangeira,

respectivamente. Além disso, os autores consideram que o nível de renda da economia doméstica tem efeito positivo sobre as importações, e que os preços relativos dos produtos importados têm impactos negativos sobre as mesmas. Segundo Rose e Yellen (1989) e Rose (1990), a equação (5) permite observar a tendência do sinal de cada variável sobre a balança comercial, sendo que o PIB doméstico tem impacto negativo. Já a taxa de câmbio real e o PIB do país estrangeiro têm impactos positivos.

Para se obter uma combinação linear de variáveis defasadas Pesaran *et al.* (2001) substituem o termo de erro defasado da equação (2) pelo lado esquerdo da equação (4). Obtendo:

$$\Delta LNBC_{i,t} = \delta_0 + \sum_{i=1}^k \delta_{1,i} \Delta LNBC_{t-i} + \sum_{i=0}^l \delta_2 \Delta Lnbr_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_3 \Delta LncH_{t-i} + \sum_{i=0}^n \delta_4 \Delta Lneer_{t-i} + \gamma_1 LNBC_{t-1} + \gamma_2 Lnbr_{t-1} + \gamma_3 LncH_{t-1} + \gamma_4 Lneer_{t-1} + \mu_t \quad (6)$$

Cruz (2017) listou três vantagens da equação (6) em relação ao modelo proposto por Engle e Granger (1987). O primeiro diz respeito aos efeitos de curto e longo prazo das variáveis sobre a balança comercial, pois a abordagem nos permite distinguir os efeitos de curto e longo prazo em uma única etapa. Em segundo lugar, ao contrário de outras técnicas, a abordagem dessa metodologia não exige, necessariamente, a aplicação de testes de raiz unitária, ou seja, é aplicada independentemente da ordem dos respectivos regressores, podendo-se trabalhar com modelos puramente de ordem I(0), I(1) ou mutuamente. Não se pode dizer o mesmo com série temporal com ordem de integração I(2). Em terceiro lugar, o teste tem estimativas mais eficientes e consistentes com amostras pequenas. Além disso, os coeficientes de longo prazo, que são medidos pelos  $\gamma_2$ ,  $\gamma_3$  e  $\gamma_4$ , estão normalizados em  $\gamma_1$ . Esse processo de normalização envolve que a estimativa de correção de erros da equação (6) seja igual a zero, como pode ser observado na seguinte equação:

$$\gamma_1 LNBC_{t-1} + \gamma_2 Lnbr_{t-1} + \gamma_3 LncH_{t-1} + \gamma_4 Lneer_{t-1} = 0 \quad (7)$$

Resolvendo a equação (5) para  $LNBC_{i,t-1}$ , obtêm-se a equação a seguir:

$$LNBC_{t-1} = -\frac{\gamma_2 Lnbr_{t-1}}{\gamma_1} - \frac{\gamma_3 LncH_{t-1}}{\gamma_1} - \frac{\gamma_4 Lneer_{t-1}}{\gamma_1} \quad (8)$$

Para se calcular a significância dos coeficientes de longo prazo, primeiramente, deve-se calcular seus respectivos erros padrões e, subsequentemente, as estatísticas  $t$ . Posteriormente, como mostrado na equação (8), deve-se apontar a razão entre os erros padrões dos coeficientes calculados. Esses erros padrões são calculados a partir da não linearidade dos mínimos quadrados. Portanto, valida-se os coeficientes de longo prazo quando se tem uma cointegração estabelecida.

O teste de cointegração deste modelo é um Teste Wald e tem como objetivo a medição da significância dos respectivos parâmetros de longo prazo. Para Hauck e Donner (1977), esse teste representa um teste-F e tem como finalidade principal auferir o grau de significância de cada variável, inclusive a constante. Pesaran *et al.* (2001) desenvolveram uma banda de valores críticos, pois, sob uma hipótese nula de não cointegração, o Teste de Wald não possui uma distribuição padrão na integração de qualquer ordem dos respectivos regressores. Assim, as variáveis de ordem de integração  $I(0)$  apresentam valores críticos com limites inferiores e as variáveis com integração  $I(1)$  apresentam valores críticos com limites superiores. Definidos os valores críticos, os resultados do *Teste de Wald* são comparados com os respectivos valores críticos.

A hipótese nula é a de não existência de cointegração e a hipótese comparativa é a de existência de cointegração de longo prazo. Portanto, se o Teste de Wald for acima dos valores críticos, a hipótese nula é rejeitada, mas se ficar abaixo, a hipótese nula não é refutada. Caso os valores fiquem dentro do limite inferior e superior, deve-se conhecer a ordem de integração das variáveis.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Neste capítulo, será apresentada a análise dos resultados, sendo discutido primeiro os testes de raiz unitária e, depois, as estimações do modelo ARDL.

### 4.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Como mencionado, é necessário conhecer os valores críticos que foram propostos por Pesaran *et al.* (2001), e, se a estatística F ficar entre esses valores, é necessário conhecer a ordem de integração das variáveis. Foram realizados, para esse objetivo, quatro testes de raiz unitárias: Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e o Teste de Dickey-Fuller modificado pela estimação por Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS). Os resultados são apresentados na tabela a seguir.

Tabela 1 – Resultado dos Testes de Raiz Unitária

Variáveis	ADF	PP	KPSS	DF-GLS
BC	-4,42***	-4,31***	0,20***	-4,2***
BR	-1,49	-1,36	1,11	0,65
CH	-1,60	-1,52	1,14	-0,09
Eer	-0,78	-0,76	0,73	-1,55

Fonte: IPEADATA, IBGE e NBS.

Teste ADF, PP e DF-GLS:  $H_0$ : série com raiz unitária.

Teste KPSS:  $H_0$ : série estacionária

\*\*\* Denota a rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10% de significância.

Pode-se perceber que, com exceção da variável dependente do modelo (Balança Comercial), todas as outras variáveis utilizadas para a estimação dos resultados indicam haver raiz unitária, ou seja, são integradas em ordem  $I(1)$ , ao nível de 1%, 5% e 10% de significância. Já a variável dependente é de ordem  $I(0)$  e, portanto, estacionária. Esse mix de ordens de integração faz com que modelos ARDL aliados à cointegração sejam uma opção muito aconselhável.

### 4.2 ESTIMAÇÕES DO MODELO ARDL

Após a estimação dos testes de raízes unitárias, o próximo passo é a definição das defasagens do modelo ARDL. Para isso, o número máximo de defasagens foi definido como cinco, com o objetivo de se evitar correlação serial com as variáveis da equação. Assim, o

modelo selecionado foi um ARDL (1, 5, 0, 0), tal como reportado na Tabela 4. Dada essa seleção, procedeu-se com testes de diagnósticos. Os resultados apontam para a não existência de correlação serial para o modelo a 5% de significância.

Como teste adicional de diagnóstico, foram analisados os testes de estabilidade de Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos (CUSUM) e Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos ao Quadrado (CUSUMQ) sugeridos por Brown *et al.* (1975). Para que o modelo seja considerado estável, as linhas representativas do (CUSUM) e (CUSUMQ) precisam ficar dentro do nível de significância de 5% (nos gráficos 1 e 2, os níveis de significância são representados pelas duas linhas retas). Desse modo, os resultados indicam que os valores dos testes para o modelo estão entre as bandas dos valores críticos. Tendo como hipótese nula a estabilidade dos coeficientes, constata-se que não se pode rejeitar a hipótese nula, ou seja, há indícios de que os coeficientes e os parâmetros estimados do modelo são estáveis.

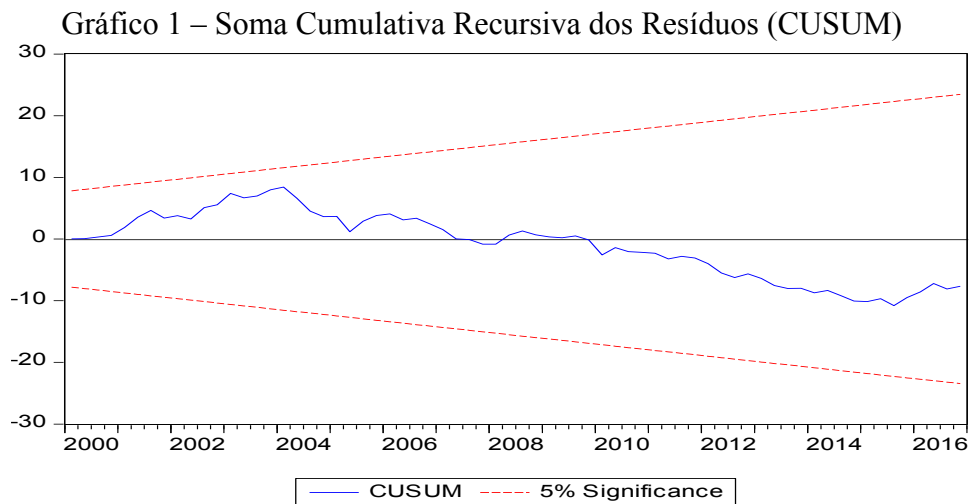
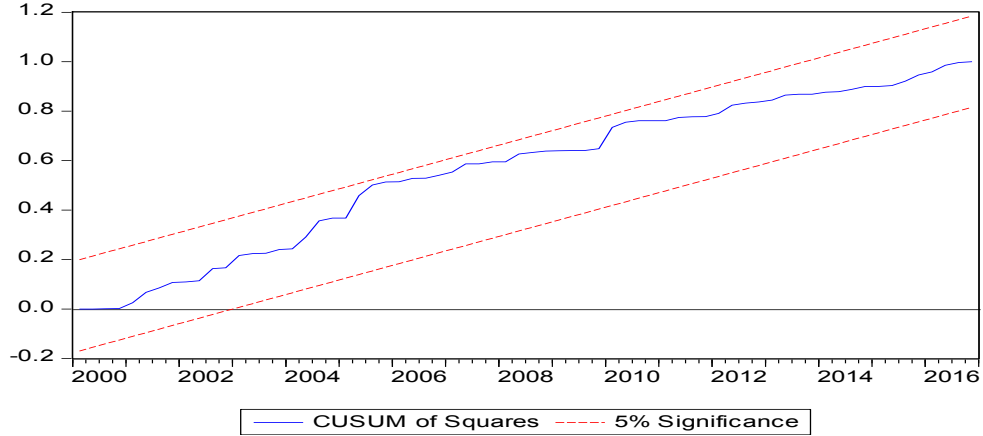


Gráfico 2 – Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos ao Quadrado (CUSUMQ)



O próximo passo foi a verificação da existência de vetores de cointegração entre as variáveis. Os valores críticos foram calculados com constante e com tendência. Pode-se rejeitar a hipótese nula de não existência de cointegração entre as variáveis do modelo a níveis de 1%, 2,5%, 5% e 10% de significância estatística, uma vez que a estatística F calculada (7,12) para as variáveis do modelo é maior do que as bandas dos valores críticos calculados, tal como proposto por Pesaran *et al.* (2001). A Tabela 2 relata os referidos testes.

Tabela 2 – Modelos ARDL: Teste de Cointegração e Autocorrelação

<b>Teste de Cointegração</b>		
<b>Estatística-T</b>	Valor	k
<b>Estatística-F</b>	7,12	3
Valores Críticos		
<b>Significância</b>	<b>I(0)Bound</b>	<b>I(1)Bound</b>
10%	2,72	3,77
5%	3,23	4,35
2,5%	3,69	4,89
1%	4,29	5,61
<b>Teste de Autocorrelação</b>		
Correlação Serial	0,73 [0,69]	

Fonte: Elaboração Própria

Nota: P-valor apresentados entre colchetes.

<sup>1</sup>teste LM Breusch-Godfrey -  $H_0$ : Ausência de Correlação Serial

Depois da verificação da existência de cointegração entre as variáveis da regressão, parte-se para a análise dos coeficientes de longo e curto prazo do modelo estimado. De acordo com Cruz (2017), é almejado que, para a confirmação da Curva J, o sinal esperado do coeficiente da taxa de câmbio seja positivo e significativo, enquanto que, no curto prazo, seja negativo e significativo.

Logo após a verificação da existência de cointegração entre as variáveis do modelo, inicia-se com a análise da dinâmica de longo prazo. Os dados da Tabela 3 reportam que a variável taxa de câmbio, PIB chinês e a *dummy* correspondente à crise mundial e financeira de 2008 são significantes a 5%, com os respectivos sinais: positivo, positivo e negativo.

Esses resultados mostram que uma depreciação cambial de 1% tende a ter impactos positivos sobre a balança comercial em 0,32% no longo prazo. O fenômeno da Curva J afirma que, no curto prazo, tende-se a observar uma deterioração da balança comercial, enquanto que, no longo prazo, espera-se a sua melhora.

Quando o PIB chinês apresenta um crescimento de 1%, *ceteris paribus*, esse aumento tende a impactar a balança comercial brasileira em 0,39%, enquanto que a *dummy* correspondente à crise de 2008 tem repercussão negativa de longo prazo sobre as exportações líquidas. Por outro lado, o PIB brasileiro foi significativa a 10%, tendo um coeficiente negativo. Significa que um crescimento da economia do Brasil impacta, negativamente, no longo prazo, a balança comercial entre Brasil e China, ou seja, de acordo com os resultados obtidos, um aumento de 1% do produto brasileiro provoca um impacto negativo de 1,70% nas exportações líquidas.

Isso nos permite sugerir que, no longo prazo, as variáveis correspondentes à taxa de câmbio bilateral entre Brasil e China, o crescimento econômico da China e a crise mundial têm influências sobre a balança comercial bilateral entre os dois países. Além disso, a taxa de câmbio tem sinal positivo, o que indica que uma desvalorização cambial leva a uma melhora das exportações líquidas no longo prazo. Isso valida, portanto, uma parte da teoria da Curva J, pelo menos no longo prazo.

Tabela 3 – Estimação dos Coeficientes de Longo Prazo

Variável Dependente: Balança Comercial	Coeficiente	Estatística-t [P-Valor]
<b>BR</b>	-1,70	-1,76 [0,08]
<b>Eer</b>	0,32	3,01 [0,00]
<b>CH</b>	0,39	2,13 [0,03]
<b>D</b>	-0,12	-3,23 [0,00]
<b>C</b>	6,28	1,51 [0,13]

Fonte: Elaboração própria

Após a verificação da existência de cointegração entre as variáveis do modelo e a estimação dos resultados de longo prazo, foram estimados os coeficientes de curto prazo. Os



resultados permitem observar que a balança comercial é explicada pelo PIB do Brasil no período ( $t-1$  e  $t-4$ ), pela taxa de câmbio, pelo crescimento da economia chinesa e pela *dummy* correspondente à crise mundial e financeira de 2008. Essas variáveis são significantes a 5%, com os respectivos sinais: negativo, positivo, positivo, positivo e negativo.

O resultado positivo da taxa de câmbio mostra que quando há uma desvalorização da taxa de câmbio em 1%, há uma melhora da balança comercial em 0,14%. Assim, no curto prazo, o fenômeno da Curva J não é validado, pois se esperava uma deterioração da Balança Comercial. Assim sendo, os resultados do modelo estimado não indicam a presença de uma deterioração das exportações líquidas no curto prazo entre Brasil e China, mas indicam que, tanto no curto quanto no longo prazo, tem-se uma melhora da mesma, frente uma desvalorização cambial do Real em relação ao *Yuan*.

O crescimento da economia chinesa em 1% impacta positivamente na balança comercial brasileira em 0,16%. A *dummy* que representa a crise mundial e financeira de 2008 no modelo indica um impacto negativo desse momento da economia internacional sobre a balança comercial entre Brasil e China. Já o crescimento da economia brasileira é estatisticamente significativa a 10% no período  $t$ , enquanto que a mesma variável, no período ( $t-1$  e  $t-4$ ), é significativa a 5%. No entanto, o sinal que prevalece, entre as várias defasagens é de um impacto negativo sobre a balança comercial brasileira com a China. A Tabela 4 mostra os respectivos resultados das variáveis do modelo no curto prazo.

Tabela 4 – Estimação dos Coeficientes de Curto Prazo

<b>Modelo: ARDL (1, 5, 0, 0)</b>		
<b>Variável Dependente: Balança Comercial</b>		
<b>Regressores</b>	<b>Coeficiente</b>	<b>Estatística-t [P-Valor]</b>
<b>D(BR)</b>	0,93	1,81 [0,07]
<b>D(BR(-1))</b>	-2,69	-3,34 [0,00]
<b>D(BR(-2))</b>	0,70	1,01 [0,31]
<b>D(BR(-3))</b>	-0,54	-0,83 [0,40]
<b>D(BR(-4))</b>	0,98	2,09 [0,03]
<b>D(Eer)</b>	0,14	3,21 [0,00]
<b>D(CH)</b>	0,16	2,17 [0,03]
<b>D(D)</b>	-0,05	-3,59 [0,00]
<b>ECM</b>	-0,42	-5,34 [0,00]

Fonte: Elaboração Própria

Por fim, o mecanismo de correções de erros relativos a desvios de curto prazo (ECM) mostra um coeficiente de ajustamento igual a -0,42 (negativo e estatisticamente significativo). Portanto, 42% dos desvios da trajetória de longo prazo da balança comercial entre Brasil e China são corrigidos no trimestre seguinte. De qualquer modo, ressalta-se que, um choque inicial se dissiparia em um período de pouco mais de dois trimestres.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Quando se tem uma desvalorização da taxa de câmbio, segundo a condição de Marshall-Lerner, espera-se que esta cause efeitos positivos sobre a balança comercial. Em virtude de vários fatores, em um primeiro momento, podem sobressair os impactos negativos para, posteriormente, haver uma melhora das exportações líquidas. Esse padrão é conhecido, na literatura econômica, como Curva J. A partir desse fenômeno, muitos pesquisadores tentam distinguir os efeitos de curto e longo prazo de uma depreciação da taxa de câmbio sobre a balança comercial.

O trabalho apresentado teve como objetivo a validação da Curva J com dados agregados e trimestrais, entre 1996 e 2016, da balança comercial do Brasil com a China. A obtenção da balança comercial se deu pela razão entre as exportações e as importações brasileiras com a China em nível agregado. A principal contribuição, a qual este trabalho se propôs, foi a tentativa de confirmar a teoria da Curva J entre o comércio bilateral entre esses dois países.

Utilizou-se como metodologia o modelo ARDL (Modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída), aliado à cointegração, tal como proposto por Pesaran *et al.* (2001). A vantagem do modelo apresenta-se na possibilidade de, em uma única etapa, saber os resultados de curto e longo prazo do impacto de uma variação da taxa de câmbio sobre a balança comercial. Além disso, pode-se aplicá-lo independentemente da ordem de integração dos regressores e com estimações eficientes em amostras pequenas. Portanto, com o uso dessa metodologia, observa-se a ocorrência, ou não, do fenômeno da Curva J.

Um dos principais resultados encontrados no trabalho foi que, observada uma depreciação cambial de 1%, há uma melhora da balança comercial em 0,14% no curto prazo e, no longo prazo, de 0,32%. Ou seja, uma desvalorização da taxa de câmbio gera impactos positivos sobre a balança comercial, tanto no curto como no longo prazo. Portanto, não há indícios da existência da Curva J no comércio bilateral entre Brasil e China, dado que se esperava uma deterioração da balança comercial no curto prazo em razão da depreciação cambial. Todavia, há indícios de que parte da teoria da Curva J se aplica ao caso analisado, pois, no longo prazo, uma desvalorização cambial gera impactos positivos sobre a balança comercial.

O resultado empírico encontrado no trabalho, em uma abordagem ARDL, mostra que os resultados são coerentes com a maioria dos resultados encontrados na literatura utilizada durante essa análise. Ou seja, percebe-se que são poucos os casos estudados em que há uma

validação da teoria da Curva J.

## REFERÊNCIAS

BAHMANI-OSKOOEE, M.; ARDALANI, Z. Is there a J-Curve at the Industry Level? **Economics Bulletin**, v. 6, n. 26, p. 1-12, 2007.

BAHMANI-OSKOOEE, M.; FARIDITAVANA, H. Nonlinear ARDL approach, asymmetric effects and the J-curve. **Journal of Economic Studies**, v. 42, n. 3, p. 519-530, 2015.

BAHMANI-OSKOOEE, M.; GOSWAMI, G. G.; KUMAR TALUKDAR, B. The bilateral J-curve: Australia versus her 23 trading partners. **Australian Economic Papers**, v. 44, n. 2, p. 110-120, 2005.

BROWN, R. L., J.; DURBIN, J.; M. EVANS. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B**, v. 37, p. 149-192, 1975.

CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. 1, p. 61-91, 2012.

CRUZ, I. A. **Validade da curva J para a economia brasileira em um contexto linear e não linear da taxa de câmbio**. 2017. 81 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Faculdade de Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora. Juiz de Fora, 2017.

DIXIT, A. Hysteresis and the duration of the J-curve. **Japan and the World Economy**, v. 6, n. 2, p. 105-115, 1994.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, v. 55, p. 251-276, 1987.

HAUCK, J. R.; Walter, W.; DONNER, A. Wald's test as applied to hypotheses in logit analysis. **Journal of the American Statistical Association**, v. 72, n. 360a, p. 851-853, 1977.

IBGE. Disponível em: < <https://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: setembro de 2017.

IPEADATA. Disponível em: < <http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: setembro de 2017.

LEONARD, G.; STOCKMAN, A. C. Current account and exchange rates: a new look at the

evidence. **NBER Working Paper Series**, n. 8361, 2001.

LOBO, F. S. F. **Análise Empírica da Existência do Fenômeno da Curva J para a Economia Brasileira**. 2007. 104 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas (FGV). São Paulo, 2007.

MAGEE, S. P. Currency contracts, pass-through, and devaluation Brookings. **Papers on Economic Activity**, v. 1973, n. 1, p. 303-325, 1973.

MORAES, B. M. M. et al. Evidências da Curva J para a Balança Comercial do Estado do Rio Grande do Sul (1999-2014). **Revista de Economia**, Curitiba, v. 41, n. 2, 2015.

MOURA, G.; SILVA, S. Is there a Brazilian J-curve. **Economics Bulletin**, v. 6, n. 10, p. 1-17, 2005.

National Bureau of Statistics of China (NBS-China). Disponível em: <<http://www.stats.gov.cn>>. Acesso em: setembro de 2017.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. **Econometric Society Monographs**, v. 31, p. 371-413, 1998.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Economics**, v. 16, p. 289-326, 2001.

RAMOS FILHO, H. S.; FERREIRA, M. E. P. Exchange rate and adjustments in the Brazilian trade balance: a sectoral analysis of the J Curve. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 26, n. 3, p. 887-907, 2016.

ROSE, A. K. Exchange rates and the trade balance: some evidence from developing countries. **Economics Letters**, v. 34, n. 3, p. 271-275, 1990.

ROSE, A. K.; YELLEN, J. L. Is there a J-curve? **Journal of Monetary Economics**, v. 24, n. 1, p. 53-68, 1989.

SCALCO, P. R.; CARVALHO, H. D.; CAMPOS, A. C. Choques na taxa de câmbio real e o saldo da balança comercial agropecuária brasileira: evidências da Curva J entre 1994 e 2007. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 50, n. 4, p. 595-610, 2012.

SONAGLIO, C. M. *et al.* Taxa de Câmbio e a Balança Comercial Brasileira de Manufaturados: Evidências da J-Curve. **Revista Economia**, Curitiba, v. 11, n. 3, 2010.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, n. 1, p. 171-205, 2008.

TELES, V. K. Choques cambiais, política monetária e equilíbrio externo da economia brasileira em um ambiente de hysteresis. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 9, n. 3, p. 415-426, 2005.